



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

# **El impacto de la inflación en la distribución del ingreso: la importancia del nivel de desigualdad del ingreso inicial**

Carlos Aparicio\* y Raquel Araujo\*

\* Universidad del Pacífico

DT. N° 2011-004  
Serie de Documentos de Trabajo  
Working Paper series  
Febrero 2011

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

# El impacto de la inflación en la distribución del ingreso: la importancia del nivel de desigualdad del ingreso inicial\*

Carlos Aparicio  
Universidad del Pacífico

Raquel Araujo  
Universidad del Pacífico

Febrero, 2011

## Resumen

Varios autores han enfocado sus investigaciones en analizar hasta qué punto la política monetaria sería importante para evitar distorsiones mayores en la distribución del ingreso. La evidencia empírica indica que una inflación baja y controlada resulta progresiva. Por otro lado, un choque inflacionario fuerte y no anticipado funciona como un impuesto regresivo. El presente estudio parte de la premisa que en los países menos equitativos, en términos de la distribución del ingreso, la inflación genera impactos más significativos sobre la desigualdad del ingreso que en los países más equitativos. Así, el rol de la política monetaria en un país con una elevada desigualdad del ingreso sería más importante dado que un choque inflacionario tendría consecuencias mayores en su economía que en las demás. Se desarrollan distintas especificaciones de modelos de panel estático y panel dinámico, controlando por otras variables encontradas al interior de la literatura y por la presencia de endogeneidad o exogeneidad débil entre algunas de ellas y el nivel de desigualdad. A partir de los resultados obtenidos, se verifica la presencia de un cambio de la relación entre la inflación y la desigualdad según el nivel de desigualdad del ingreso inicial de los países, así como la presencia de una relación no-lineal entre ambas variables. Asimismo, los resultados obtenidos respaldan que solo durante eventos hiperinflacionarios la relación entre la inflación y la desigualdad del ingreso se torna relevante.

## Abstract

Several authors have focused their research on analyzing the extent to which monetary policy would be important to avoid major distortions on income distribution. Empirical evidence indicates that low and controlled inflation is progressive. On the other hand, a strong unanticipated inflationary shock works as a regressive tax. This study sustains that in the least equitable countries, inflation generates more significant impacts on income inequality than in the case of the most equitable. Thus, the role of monetary policy in a country with high initial income inequality would be more important as an inflationary shock would have major consequences on this economy than in others. Different models of static and dynamic panel are developed, controlling for other variables found within the literature and the presence of endogeneity or weak exogeneity between some of them and the level of inequality. From the results, we verify the presence of a change in the relationship between inflation and inequality to the level of initial income inequality of the countries, as well as the presence of a non-linear relationship between these two variables. Also, the results support that only under hyperinflationary events the relationship between inflation and income inequality becomes relevant.

Palabras clave: *Coefficiente de Gini; inflación; distribución del ingreso; política monetaria*

---

\* Agradecemos la importante asesoría brindada por Marco Vega, así como los valiosos comentarios realizados por Gustavo Yamada, Gabriel Rodríguez, Alan Sanchez y un referee anónimo del Banco Central de Reserva del Perú. De igual manera, quisiéramos hacer un especial agradecimiento a los miembros de la Unidad de Investigación del Banco Central de Reserva del Perú por los comentarios realizados a una versión preliminar de este documento. Información de contacto: Carlos Aparicio (apariciom\_ca@up.edu.pe), Raquel Araujo (araujo\_re@up.edu.pe).

## 1. Introducción

Una de las funciones más importantes que desempeña el Estado en una economía es la mejora en la distribución del ingreso para aliviar la pobreza. Por ello, la literatura relacionada analiza la manera en que la desigualdad es afectada por determinadas variables, choques o políticas realizadas por parte del gobierno. Dentro de la búsqueda de variables que afectan a la distribución del ingreso, se ha estudiado el rol de los choques inflacionarios sobre la desigualdad. De esta manera, varios autores han enfocado sus investigaciones en analizar empíricamente esta relación para encontrar hasta qué punto la política monetaria sería importante para evitar distorsiones mayores en la distribución del ingreso.

La evidencia empírica indica que una inflación baja y controlada resulta progresiva. Sin embargo, un choque inflacionario fuerte y no anticipado funciona como un impuesto regresivo. Esta relación no-lineal ha sido respaldada por autores como Bulir (2001) y Galli y van der Hoeven (2001), que indican que el nivel de la inflación<sup>1</sup> y del ingreso per cápita<sup>2</sup> de los países son los que motivan estos efectos diferenciados de la inflación sobre la distribución del ingreso. No obstante, aún no se ha estudiado la influencia del nivel de desigualdad inicial en esta relación. El presente estudio parte de la premisa que, en los países menos equitativos en términos de la distribución del ingreso, la inflación genera impactos más significativos sobre la desigualdad del ingreso que en los países más equitativos. Esto debido a que los habitantes de los países más inequitativos tienen un acceso diferenciado a activos que les permiten protegerse de los efectos de la inflación. Así, el rol de la política monetaria en un país con una elevada desigualdad del ingreso sería más importante dado que un choque inflacionario tendría consecuencias mayores en su economía que en las demás.

En este sentido, el principal objetivo de la presente investigación consiste en evaluar el impacto de la inflación en la distribución del ingreso según el nivel de desigualdad inicial. Para ello, se propone el desarrollo de distintas especificaciones de modelos de panel estático y panel dinámico, controlando por otras variables encontradas al interior de la literatura y por la presencia de endogeneidad o exogeneidad débil entre algunas de ellas y el nivel de desigualdad. La muestra utilizada está conformada por 34 países provenientes de la OECD y Latinoamérica<sup>3</sup> para el periodo 1980-2007.

A partir de los modelos y datos utilizados, no se encuentra evidencia suficiente para indicar que existe un mayor impacto de la inflación sobre la desigualdad del ingreso en aquellos países con un mayor nivel inicial de desigualdad. Sin embargo, se verifica la presencia de un cambio de la relación entre la inflación y la desigualdad según el nivel de desigualdad del ingreso inicial de los países, así como la presencia de una relación no-lineal entre ambas variables. Asimismo, los resultados obtenidos respaldan que solo durante eventos hiperinflacionarios la relación entre la inflación y la desigualdad del ingreso se torna relevante.

El documento se divide en cuatro secciones. En la segunda sección, se muestra el marco teórico en torno al cual gira esta relación. En la tercera sección, se detalla la metodología que se empleará para evaluar el impacto diferenciado de la inflación en la distribución del ingreso. En la siguiente sección, se muestran los principales resultados del estudio. Finalmente, en la última sección, se concluye y se plantean recomendaciones para la política monetaria.

## 2. Marco Teórico

Cuando existe una elevada desigualdad del ingreso en un país, en la mayoría de casos, se tiene una alta tasa de pobreza que determina una baja calidad de la salud, educación, nutrición, etc. lo cual se traduce

---

<sup>1</sup> Bulir (2001) separa y encuentra diferencias entre los efectos de la inflación según exista hiperinflación (más de 300% al año), alta inflación (entre 41% y 300% al año), baja inflación (entre 5% y 40% anual) y países con muy baja inflación (menos de 5% anual). Galli y van der Hoeven (2001), por su parte, postulan que el nivel de inflación inicial repercute de manera distinta sobre la distribución de ingresos.

<sup>2</sup> Bulir (2001) separa a los países pertenecientes de la OECD de la muestra inicial de países utilizada. Galli y van der Hoeven (2001), por su parte, solamente realizan su análisis para los países de la OECD.

<sup>3</sup> Ver Anexo 1 para la lista completa de países.

en un pobre capital humano. Asimismo, la desigualdad del ingreso puede crear tensión política y social que puede comprometer el desarrollo de largo plazo. Es por esta razón que existe el interés por parte de las autoridades de política de encontrar cuáles son los factores que impactan en mayor medida en la distribución de ingresos para combatir la desigualdad.

La literatura que estudia las variables que impactan sobre la distribución del ingreso parte de los aportes realizados por Simon Kuznets. Kuznets (1955) establece la existencia de una relación no-lineal entre la distribución del ingreso y el desarrollo económico del país<sup>4</sup>. Diversos investigadores han analizado empíricamente la hipótesis de Kuznets (1955), para revisar la evidencia de la relación entre desarrollo económico y la distribución de ingreso<sup>5</sup>. Además, un número extenso de estudios empíricos han demostrado que la hipótesis de Kuznets (1955) explica únicamente una parte limitada de la variación de la distribución del ingreso entre países y que es necesario incluir otros controles además del desarrollo económico<sup>6</sup>.

Uno de los principales estudios empíricos de esta rama de la literatura es el trabajo de Milanovic (1994) que desarrolla un modelo de corte transversal para 80 países y encuentra que no solamente las variables económicas explican la distribución del ingreso sino que también las variables determinadas por elección pública como el gasto de gobierno y el empleo por parte del gobierno son significativas. Otros aportes valiosos en este campo han permitido obtener un conjunto de variables complementarias al desarrollo económico que impactan sobre la distribución del ingreso de un país<sup>7</sup>.

Algunos investigadores han incluido dentro de estudios empíricos a la inflación como una de las variables explicativas de la desigualdad del ingreso, sin tener el interés específico en estudiar la relación entre ambas variables. Son solo pocos los estudios que se han enfocado directamente en analizar esta relación con la intención de encontrar el rol de la política monetaria en la disminución de la desigualdad<sup>8</sup>.

## **2.1. Inflación, distribución del ingreso y nivel de desigualdad inicial**

Una de las principales metas de la política monetaria de un país es mantener una inflación baja y estable, debido a que la inflación generalmente afecta negativamente a los individuos<sup>9</sup>. Uno de los principales efectos negativos de la inflación es el que posee efectos redistributivos. La inflación puede provocar transferencias de ingreso y riqueza entre distintos segmentos de la población (Romer, 2001). En general, todos los poseedores de activos expresados en términos nominales sufrirán una pérdida ante aumentos imprevistos de precios debido a que su capacidad adquisitiva se vería erosionada. Un ejemplo de esto es la caída en el valor de los salarios reales de los trabajadores<sup>10</sup>.

---

<sup>4</sup> Cuando un país se desarrolla económicamente, algunas personas migran de actividades productivas tradicionales a actividades con mayor valor agregado; lo cual genera disparidades en términos de ingresos en el país. Luego, el país continúa su tendencia hacia el desarrollo y conforme el producto marginal de las actividades converge a un mismo punto, las diferencias en términos del ingreso de los trabajadores del país se eliminan y la distribución del ingreso se vuelve más equitativa.

<sup>5</sup> Si bien inicialmente los intentos se centraron en analizar la hipótesis de Kuznets (1955) a través modelos de series de tiempo, la dificultad para encontrar información del Coeficiente de Gini en una serie de tiempo larga para los países ha generado que la gran mayoría de estudios se hayan realizado a través de modelos de corte transversal y panel.

<sup>6</sup> Bulir y Gulde (1995) realizan una revisión bibliográfica al respecto.

<sup>7</sup> Dentro de estas variables, se encuentran la inversión en capital humano, la forma de gobierno, la actividad principal desarrollada en el país, la tasa de crecimiento poblacional, entre otras.

<sup>8</sup> La gran mayoría de estos estudios han sido desarrollados en modelos de series de tiempo para los Estados Unidos. Véase Galli y van der Hoeven (2001) para una revisión bibliográfica de estos estudios.

<sup>9</sup> La política fiscal también tiene un rol en el control de la inflación. Así, las conclusiones y análisis realizados en esta investigación podrían extenderse a la política fiscal de igual manera. No obstante, el enfoque de este estudio se centra únicamente sobre el rol de la política monetaria.

<sup>10</sup> Este análisis asume que el efecto ingreso es mayor al efecto sustitución (ocio-trabajo) al considerar la caída en los salarios reales de los trabajadores. Si el efecto sustitución fuera mayor al efecto ingreso, la mejor protección que podrían enfrentar los trabajadores ante la caída en los salarios reales sería disminuir el número de horas trabajadas. No obstante, este no sería el caso de las economías subdesarrolladas (con elevados niveles de desigualdad del ingreso) en donde el desempleo, subempleo y bajos niveles de ingresos son un problema recurrente. La necesidad de incluir a estos países dentro de la muestra para las estimaciones justifica la adopción del supuesto anterior.

Una manera de protegerse ante los efectos negativos de la inflación sería a través de instrumentos indexados, es decir, activos expresados en términos reales (salarios indexados a la inflación y activos financieros cuya rentabilidad no se encuentre correlacionada con la inflación). Sin embargo, el costo en el que tienen que incurrir las personas para adquirir estos activos resulta a veces muy elevado. Por lo tanto, las personas que no tienen recursos suficientes para cubrir estos costos son los que se verían más afectados ante un choque inflacionario.

De esta manera, se espera que un choque inflacionario redistribuya los recursos de pobres a ricos (la inflación funcionaría como un impuesto regresivo), debido a que los primeros no tendrán los recursos suficientes para adquirir activos que les permitan cubrirse de estos costos (ver en el Gráfico 1 una síntesis de los canales redistributivos de la inflación).

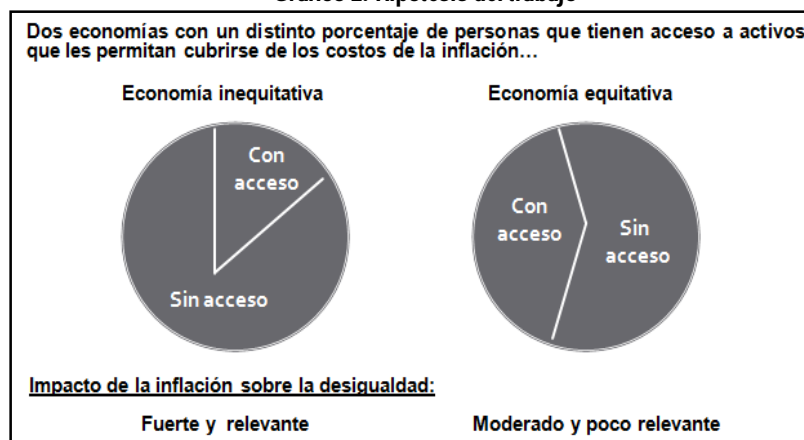
**Gráfico 1: Canales de impacto de la inflación sobre la distribución del ingreso**



Fuente: Romer (2001)  
Elaboración propia

Asimismo, es importante mencionar que los efectos de la inflación sobre la distribución del ingreso también podrían depender del nivel de desigualdad del ingreso inicial del país, hipótesis principal de este trabajo. En una economía con una elevada desigualdad del ingreso, hay una mayor cantidad de personas que no pueden asumir el costo que les permite adquirir activos para cubrirse de los efectos de la inflación. Por lo tanto, un choque inflacionario tendría un mayor impacto redistributivo en una economía con estas características que en una economía con una desigualdad del ingreso moderada. En una economía equitativa, por el contrario, existe cierta paridad en términos del acceso a activos financieros que permiten diluir los efectos de la inflación. De esta manera, un choque inflacionario no tendría un efecto sustancial en la distribución del ingreso de esta economía (ver Gráfico 2).

**Gráfico 2: Hipótesis del trabajo**



Elaboración propia

## 2.2. Evidencia empírica

Un primer grupo de estudios empíricos que estudian esta relación, encuentran evidencia que respalda la relación teórica entre ambas variables. Así, Dollar y Kraay (2000) y Easterly y Fischer (2001) respaldan la regresividad de la inflación y muestran a través de modelos de panel de datos que la inflación deteriora la situación de los pobres con respecto a la de los ricos bajo distintas especificaciones de desigualdad.

A pesar que la teoría indica que los choques inflacionarios deberían incrementar la desigualdad al interior de los países y que los estudios mencionados anteriormente lo respaldan, un segundo grupo de estudios empíricos que analizan esta relación ha encontrado evidencia que indicaría que la inflación sería progresiva<sup>11</sup>. Existen dos posibles explicaciones para este fenómeno, encontradas en algunos estudios empíricos realizados para varios países.

La primera explicación radica en la posible doble causalidad existente entre ambas variables. Hasta el momento, se ha asumido que la variable que causa los cambios en la distribución del ingreso es la inflación. Sin embargo, durante la década de los noventa, se desarrolló una literatura que postulaba que la desigualdad del ingreso generaba una mayor inflación. Cuando los activos se encuentran distribuidos inequitativamente al interior de una sociedad democrática, existe una mayor probabilidad que los gobiernos representen los intereses de los pobres y sea mucho más difícil para estos mantener una política de baja inflación.

En esta línea, Beetsma y van der Ploeg (1996) realizaron un análisis de corte transversal para 23 democracias y 43 países no-democráticos y encontraron evidencia para el periodo 1960-1985 que respalda que la desigualdad del ingreso tiene un impacto positivo sobre la inflación. Asimismo, que la deuda de gobierno y el tipo de gobierno resultan relevantes para explicar las diferencias en la inflación.

Por otro lado, Dolmas, Huffman y Wynne (2000) extienden el análisis de Beetsma y van der Ploeg (1996) e incluyen como variable explicativa para la inflación a la independencia del banco central de cada país además del coeficiente de Gini. Así, encontraron en un modelo de corte transversal para 44 países en el periodo 1960-1980 que las democracias con bancos centrales más independientes tienden a tener menores tasas inflacionarias para un determinado nivel de desigualdad. De esta manera, se encuentra evidencia que respalda la existencia de una doble causalidad entre la inflación y desigualdad que debe ser tomada en consideración al estimar el impacto de una variable sobre la otra.

La segunda explicación se sustenta en la posible presencia de una relación no-lineal entre ambas variables. Bulir y Gulde (1995) sostienen que lo que hace que la inflación se comporte como un impuesto regresivo o progresivo es el nivel de desarrollo y la sofisticación del sistema financiero de cada país. De esta manera, estos autores encuentran para un modelo de panel de datos para 18 países desarrollados y no-desarrollados (periodo 1960-1992) y en modelos de series de tiempo que existen variaciones entre el impacto de la inflación sobre la desigualdad atribuidas a las diferencias en el nivel de desarrollo económico y financiero de cada país. El aporte de estos autores es la inclusión de variables que muestran la inestabilidad financiera de los países como la volatilidad de la inflación y la volatilidad del tipo de cambio. De esta manera, encuentran que el nivel en la inflación, la volatilidad de la inflación y la variabilidad del tipo de cambio impactan negativamente sobre la desigualdad.

Asimismo, estas dicotomías han tratado de ser cerradas por Galli y van der Hoeven (2001) quienes también encuentran evidencia que respalda la relación no-monotónica de largo plazo entre ambas variables en un panel de datos para 15 países de la OECD (periodo 1973-1996) y para Estados Unidos en un modelo de series de tiempo (periodo 1966-1999). Estos autores sostienen que el efecto de la inflación sobre la distribución del ingreso depende del nivel inicial de la inflación: cuando la inflación es alta, una reducción de la inflación puede disminuir la desigualdad; cuando la inflación es baja, por el contrario, reducir la inflación puede tener un costo en términos de un incremento en la desigualdad. De

---

<sup>11</sup> Los estudios de series de tiempo generalmente respaldan la idea que la inflación es progresiva y los de corte-transversal y panel de datos para varios países respaldan la idea que la inflación resulta un impuesto regresivo.

esta manera, esta sería la principal razón por la cual la inflación resulta progresiva en estudios de series de tiempo, en donde se consideran países con baja inflación (donde la inflación podría no causar los cambios producidos en la desigualdad de estos países), y regresiva en estudios de corte transversal y panel de datos que toman economías emergentes con inflaciones extremas.

Bulir (2001) explora nuevamente la relación existente entre la inflación y la desigualdad en un modelo de corte transversal para 75 países y prueba la hipótesis de no-linealidad entre estas variables colocando 4 variables dicotómicas, donde cada una representa un rango distinto de inflación<sup>12</sup>. Así, este autor encuentra que reducir la inflación en un periodo de hiperinflación disminuye de manera significativa la desigualdad del ingreso: pasar de ese escenario a un nivel de inflación alto o bajo determina una reducción de 6% y 9% respectivamente en el coeficiente de Gini con respecto al escenario hiperinflacionario. Finalmente, Chong (2001) encuentra que el nivel de desigualdad inicial es uno de los predictores clave del nivel contemporáneo de desigualdad.

De esta manera, se muestra que para capturar correctamente la relación existente entre la inflación y la distribución del ingreso, es necesario entender que detrás de ella existe una posible relación no-monotónica y una doble causalidad que debe ser recogida en las estimaciones a través de los controles adecuados. Además, también es importante considerar al rezago de la desigualdad del ingreso como variable explicativa de la desigualdad del ingreso contemporánea. El presente estudio parte de la premisa que los resultados obtenidos por Bulir y Gulde (1995), Bulir (2001) y Galli y van der Hoeven (2001) son válidos. Es decir que existe una relación no-monotónica entre la inflación y la desigualdad del ingreso. Sin embargo, a diferencia de los estudios anteriores, este trabajo se basa en encontrar una nueva fuente de asimetría en cuanto a esta relación que resultará de evaluar las diferencias en el impacto de la inflación en la distribución del ingreso según el nivel inicial de desigualdad del ingreso de la economía.

### 3. Metodología

La literatura que analiza el impacto de la inflación sobre la distribución del ingreso de manera empírica ha trabajado de tres maneras: a través de un análisis de series de tiempo, corte transversal o panel de datos. La escasez de información de series de tiempo largas y completas de desigualdad del ingreso para los países dificulta la realización de un análisis de series de tiempo por la falta de grados de libertad. Además, este análisis no permitiría recoger las características existentes de la desigualdad del ingreso entre países.

Asimismo, si bien un modelo de corte transversal permite recoger las diferencias existentes entre los países (varianza *between*) no permite trabajar con los patrones intertemporales de la desigualdad del ingreso (varianza *within*). De esta manera, un modelo de panel de datos permite recoger ambas varianzas y aparece como una mejor alternativa que las anteriores. Por ello, se elige utilizar esta modelación para el presente estudio.

Por otro lado, algunas investigaciones pasadas han destacado que la desigualdad se ha mantenido estable durante las décadas para la gran mayoría de países (Chong, 2001). De esta manera, esta evidencia indicaría que la desigualdad pasada resulta un predictor importante de la desigualdad contemporánea y podría generar sesgo en el modelo de no ser incluida como variable explicativa. Además, como algunos autores sostienen (Loayza, Schmidt-Hebbel y Servén, 2000), la estrategia para modelar ecuaciones de panel de datos con errores autorregresivos consiste en especificar una regresión dinámica con perturbaciones no-correlacionadas. La presencia de una correlación serial debe ser tomada en consideración no solo por sus implicancias en el testeo de la validez de los instrumentos utilizados al interior de la regresión, sino también por su impacto en la consistencia de las estimaciones. Esto implica que se debería incluir el valor rezagado del nivel de desigualdad como un control adicional para obtener mejores resultados.

---

<sup>12</sup> Ídem 1.

### 3.1. Datos<sup>13</sup>

Para elaborar el panel de datos a utilizar para analizar la relación entre la inflación y la desigualdad del ingreso, se utiliza información de 34 países, 19 de Latinoamérica y 15 de la OECD para los años 1980-2007 (ver en el Anexo 1, la muestra de países utilizados). Para la elección de los países, se tomó en consideración que posean muestras largas del Coeficiente de Gini y de las variables relevantes, así como que sus estadísticas sean de fuentes de información confiables. De una muestra inicial de 147 países, se encontró estas características únicamente para los países previamente mencionados.

Para medir el nivel o grado de desigualdad de ingresos en un país, en este caso, se utiliza el Coeficiente de Gini<sup>14</sup> (variable dependiente del modelo). Si bien esta no es la única medida de desigualdad del ingreso existente, resulta ser aquella que contiene la mayor cantidad de observaciones para los países de la muestra. Por ello, se eligió este indicador como variable dependiente de los modelos en lugar de otros indicadores.

Los datos para este indicador fueron obtenidos de una combinación de diferentes fuentes que incluyen al *World Development Indicators* (WDI), del Banco Mundial; el *Penn World Table*; las bases de datos de *United Nations University – World Institute for Development Economics Research*, y la Cooperación Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL); las estadísticas del *US Census Bureau* y el trabajo de Székely y Hilgert (2000). De esta manera, se obtuvo la mayor cantidad de datos para armar el panel y mejorar así la significancia de las estimaciones<sup>15</sup>. No obstante, debido a la falta de información para varios países, se optó por trabajar con un panel no-balanceado.

Las variables explicativas elegidas para la estimación fueron la inflación, el PBI per cápita, la volatilidad del tipo de cambio, la tasa de desempleo y el gasto de gobierno. Los datos de la inflación, PBI per cápita y del tipo de cambio fueron obtenidos del WDI con frecuencia anual. Para hacer la muestra comparable, se eligió el PBI per cápita real expresado en dólares constantes del año 2000. Esta variable se utiliza como una aproximación del nivel de desarrollo económico de los países.

Para el caso de la volatilidad del tipo de cambio, se construyó el coeficiente de variabilidad (desviación estándar entre el promedio de las observaciones del año) del tipo de cambio con información mensual, debido a que las desviaciones estándar del mismo están expresadas en diferentes unidades (vg. cambios de moneda durante un mismo periodo). Con este cambio de variable, se eliminan las unidades, lo cual genera que los coeficientes sean comparables entre países.

Asimismo, se utilizan otras variables de control como el gasto de gobierno (como porcentaje del PBI), que mide los intentos del Estado por redistribuir la riqueza; y la tasa de desempleo de la economía. La primera variable se obtuvo del WDI y la última, del IFS. Ver en el Anexo 1 un resumen de los datos utilizados.

### 3.2. Métodos de estimación y modelos

Para medir el efecto de la inflación sobre el nivel de desigualdad se utilizan tres estimadores distintos: el estimador de efectos fijos para panel estático, y los estimadores GMM en diferencias y GMM en sistema para panel dinámico. Ver en el Anexo 2 una descripción más detallada de los estimadores utilizados en las regresiones.

---

<sup>13</sup> Además de las variables que se presentan a continuación, se ensayó la inclusión de otras variables relevantes encontradas en la literatura como el crecimiento poblacional, grado de apertura de la economía, deuda de gobierno, tipo de gobierno, independencia del banco central, volatilidad de la inflación, nivel de escolaridad, entre otros. Sin embargo, estas variables no resultaron significativas en algunos casos y en otros casos las escasas observaciones encontradas para completar el panel de datos no permitieron su inclusión en las especificaciones desarrolladas.

<sup>14</sup> Este coeficiente indica qué tan alejada se encuentra la distribución de ingresos en un país de la perfecta igualdad y se define en un rango de valores entre 0 (perfecta igualdad del ingreso) y 100 (perfecta desigualdad del ingreso).

<sup>15</sup> A pesar del uso de distintas fuentes de información para la construcción de esta variable, se optó por utilizar únicamente aquellas observaciones que consideren la misma metodología de cálculo para el Coeficiente de Gini (en función de ingresos y no de gastos).



### Panel Estático con efectos fijos

Luego de aplicar las pruebas de Efectos Fijos vs. Pool de datos<sup>16</sup>, Breusch-Pagan<sup>17</sup> y Hausman<sup>18</sup>, se eligió utilizar el siguiente modelo de panel estático a través del estimador de efectos fijos:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1\pi_{it} + \beta_2\pi_{it}^2 + \beta_3pbi_{it} + \beta_4pbi_{it}^2 + \beta_5gto_{it} + \beta_6CVtc_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde  $y_{it}$  es el nivel de Gini para el país  $i$  en el periodo  $t$ ,  $\alpha_i$  es el efecto fijo calculado para cada país,  $\pi_{it}$  es la inflación,  $pbi_{it}$  es el PBI per capita,  $gto_{it}$  es el gasto de gobierno como porcentaje del PBI,  $CVtc_{it}$  es el coeficiente de variabilidad del tipo de cambio y  $\varepsilon_{it}$  es el error idiosincrático del modelo que distribuye normal.

### Panel dinámico

Se parte del siguiente modelo general:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta_1\pi_{it} + \beta_2\pi_{it}^2 + \beta_3pbi_{it} + \beta_4pbi_{it}^2 + \beta_5gto_{it} + \beta_6CVtc_{it} + \beta_7demp_{it} + (\eta_i + m_{it}) \quad (2)$$

donde  $|\alpha| < 1$ ,  $y_{it}$  es el nivel de Gini para el país  $i$  en el periodo  $t$ ,  $\pi_{it}$  es la inflación,  $pbi_{it}$  es el PBI per capita,  $gto_{it}$  es el gasto de gobierno como porcentaje del PBI,  $CVtc_{it}$  es el coeficiente de variabilidad del tipo de cambio,  $demp_{it}$  es la tasa de desempleo. Asimismo, el error se compone por  $\eta_i$ , el efecto no observado específico a cada país; y  $m_{it}$ , que refleja los errores de medida no correlacionados contemporáneamente. Para la estimación de este modelo de panel dinámico, se hace uso de los estimadores de GMM en diferencias y GMM en sistema.

## 4. Inflación y desigualdad del ingreso: la importancia del nivel de desigualdad inicial

La forma elegida para evaluar la relación entre la inflación y la desigualdad del ingreso comprende el uso de una especificación no-lineal de la primera variable para explicar a la segunda, siguiendo las premisas de Bulir (2001) y Galli y van der Hoeven (2001). Así, se asume que un nivel bajo de inflación determina una disminución de la desigualdad del ingreso, mientras que un choque inflacionario elevado determina un incremento en la desigualdad. Este último recoge los efectos regresivos de la inflación que aparecen en la teoría económica.

Para encontrar evidencia de un cambio en la relación entre la inflación y la desigualdad según el nivel de desigualdad del ingreso inicial, es necesario partir la muestra de coeficientes de Gini para evaluar esta relación ante un nivel de desigualdad alto y otro bajo. Se agrupó a los países tomando en consideración la selección del nivel de desigualdad del ingreso inicial (pre-muestra). Así, se tomó el coeficiente de Gini más antiguo disponible (entre el periodo 1980 y 2007) de 147 países y se analizó la distribución de este grupo de datos. A partir de esta distribución, se eligió umbrales para clasificar a los países de la muestra en países con alta y baja desigualdad del ingreso inicial.

### 4.1. Elección de umbrales

Se toma a la mediana de esta distribución (39.52) como un primer umbral, dado que permite recoger al 50% de los datos para cada uno de los lados de la distribución a partir de este valor. Asimismo, se toma el valor de 42.56 como un segundo umbral, que corta a la distribución en el 60%. En el Anexo 3, se muestra los valores de Coeficiente de Gini inicial para los países utilizados en las estimaciones.

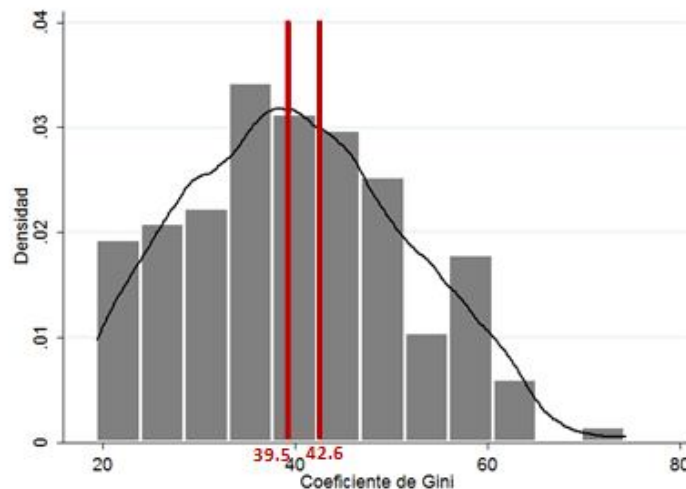
<sup>16</sup> La hipótesis nula de este test es Pool de datos versus la hipótesis alternativa de Efectos Fijos.

<sup>17</sup> La hipótesis nula de este test es Pool de datos versus efectos aleatorios.

<sup>18</sup> La hipótesis nula de este test es Efectos Aleatorios versus Efectos Fijos.

No se toman otros valores de umbrales para los coeficientes de Gini, dado que las estimaciones para otros umbrales no permiten contar con un suficiente número de observaciones a cada lado y las estimaciones obtenidas resultan no significativas. Para indicar que los resultados obtenidos son robustos, se debería obtener los mismos resultados para cada umbral utilizado. De igual manera, resulta necesario que la comparación de las relaciones analizadas a través de los umbrales elegidos se realice para el mismo modelo o especificación utilizada.

**Gráfico 3: Distribución del Coeficiente Gini en la muestra de 147 países y umbrales elegidos**



Fuente: Banco Mundial (WDI), US Census Bureau, UNU-WIDER, CEPAL, Szekely y Hilgert (2000)  
Elaboración propia

#### 4.2. Resultados: panel estático

Los dos modelos más robustos encontrados bajo una especificación de panel estático se desarrollan a través de una estimación de efectos fijos, dados los resultados en las pruebas de Breusch-Pagan y de Hausman. Estos modelos comprenden la inclusión de la hipótesis de Kuznets (1955), la relación no-monotónica entre la inflación y la desigualdad del ingreso, el coeficiente de variabilidad del tipo de cambio y el gasto de gobierno. Cabe destacar, que esta especificación responde a la búsqueda de una relación de largo plazo entre ambas variables y sería válida en la medida que se utilicen los controles adecuados.

El modelo que incluye al gasto de gobierno, muestra que esta variable resulta no significativa y presenta una relación no robusta con la desigualdad del ingreso en términos económicos (el signo de esta relación no es el esperado). Este fenómeno, puede explicarse debido a que esta especificación del modelo no estaría corrigiendo la endogeneidad presente en el gasto de gobierno. Así, la doble causalidad existente entre ambas variables podría generar estos problemas en la relación obtenida.

Al revisar la relación existente entre la inflación y la desigualdad del ingreso para ambos modelos, se encuentra para la muestra con un nivel de desigualdad inicial alto (para ambos umbrales) que la relación esperada (no-lineal) entre ambas variables se mantiene (signos y significancia). Esta relación se torna no significativa, cambia de signo o muestra un impacto más bajo de la inflación sobre la desigualdad del ingreso, cuando se toma en consideración la muestra que contiene un nivel de desigualdad inicial bajo.

Con ello, se podría indicar que existe evidencia preliminar que valida la hipótesis de este trabajo y que únicamente la relación de la inflación sobre la desigualdad del ingreso resulta relevante cuando el nivel inicial de la desigualdad existente en los países es alto. No obstante, estos resultados no recogen la doble causalidad entre ambas variables mencionada anteriormente. Por lo tanto, es necesario probar distintas especificaciones y distintas metodologías para estimar la relación entre ambas variables y así formular una conclusión más sólida y robusta.

**Cuadro 1: Panel estático con efectos fijos. Modelo 1**  
(p-value entre paréntesis)

Dependiente: Gini	Muestra completa	Umbral 1		Umbral 2	
		Alto	Bajo	Alto	Bajo
<b>Constante</b>	36.6533 (0.000)	46.7623 (0.000)	14.8817 (0.000)	50.7071 (0.000)	22.0471 (0.000)
<b>Inflación</b>	-0.0098 (0.001)	-0.0104 (0.002)	0.1932 (0.010)	-0.0630 (0.001)	-0.0067 (0.034)
<b>Inflación<sup>2</sup></b>	3.42E-06 (0.001)	3.57e-06 (0.002)	-0.0068 (0.102)	0.0002 (0.015)	2.43E-06 (0.023)
<b>Y</b>	9.26E-04 (0.000)	1.30E-03 (0.003)	1.26E-03 (0.000)	6.78E-04 (0.571)	9.97E-04 (0.000)
<b>Y<sup>2</sup></b>	-1.79E-08 (0.000)	-5.23E-08 (0.001)	-2.24E-08 (0.000)	-4.96E-08 (0.708)	-1.92E-08 (0.000)
<b>Var. tipo de cambio</b>	0.9099 (0.608)	1.1513 (0.550)	-9.9931 (0.376)	4.3313 (0.112)	0.2467 (0.921)
<b>N obs.</b>	450	274	176	238	212
<b>Overall</b>	0.7685	0.2480	0.0091	0.0066	0.3372
<b>Within</b>	0.0883	0.0990	0.1831	0.0927	0.1393
<b>Between</b>	0.8661	0.4731	0.2360	0.0302	0.4206
<b>Breusch-Pagan (Chi 2)</b>	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
<b>FE vs. Pool (Prueba F)</b>	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
<b>Hausman (Chi 2)</b>	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

**Cuadro 2: Panel estático con efectos fijos. Modelo 2**  
(p-value entre paréntesis)

Dependiente: Gini	Muestra completa	Umbral 1		Umbral 2	
		Alto	Bajo	Alto	Bajo
<b>Constante</b>	35.7985 (0.000)	45.3657 (0.000)	20.2201 (0.000)	51.1114 (0.000)	21.6757 (0.000)
<b>Inflación</b>	-0.0101 (0.013)	-0.0093 (0.039)	0.1932 (0.011)	-0.0663 (0.001)	-0.0067 (0.159)
<b>Inflación<sup>2</sup></b>	3.48E-06 (0.014)	3.15E-06 (0.040)	-0.0078 (0.069)	0.0002 (0.015)	2.14E-06 (0.210)
<b>Y</b>	9.29E-04 (0.000)	1.35E-03 (0.003)	1.13E-03 (0.000)	7.37E-04 (0.544)	9.85E-04 (0.000)
<b>Y<sup>2</sup></b>	-1.79E-08 (0.000)	-5.32E-08 (0.001)	-2.05E-08 (0.000)	-6.10E-08 (0.657)	-1.90E-08 (0.000)
<b>Gasto Gob</b>	0.0512 (0.452)	0.1101 (0.165)	-0.1660 (0.262)	-0.0323 (0.735)	-0.0011 (0.992)
<b>Var. tipo de cambio</b>	1.5998 (0.421)	2.1856 (0.313)	-7.8933 (0.530)	4.4376 (0.107)	2.7118 (0.464)
<b>N obs.</b>	442	268	174	238	204
<b>Overall</b>	0.7767	0.2141	0.0005	0.0093	0.3143
<b>Within</b>	0.0817	0.1018	0.1775	0.0932	0.1204
<b>Between</b>	0.8663	0.4266	0.2037	0.0219	0.4381
<b>Breusch-Pagan (Chi 2)</b>	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
<b>FE vs. Pool (Prueba F)</b>	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
<b>Hausman (Chi 2)</b>	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

Cabe destacar que los resultados obtenidos muestran que la inflación empieza a afectar de manera relevante a la desigualdad del ingreso en periodos hiperinflacionarios, ya que, en todos los casos se necesitaría una inflación de aproximadamente 3000% al año para impactar en más de un punto al coeficiente de Gini.

#### 4.3. Resultados: panel dinámico

Como se indicó en la sección anterior, la evidencia empírica muestra que la desigualdad del ingreso se ha mantenido relativamente constante durante las últimas décadas en América Latina y en varios países de la OECD. De esta manera, la presencia del rezago del coeficiente de Gini como variable explicativa de la desigualdad contemporánea se justifica. De igual manera, la necesidad de introducir una correlación serial para realizar pruebas que validen los instrumentos utilizados al interior de la regresión y su impacto en la consistencia de las estimaciones hace necesaria la presencia de este regresor. Así, se toman dos especificaciones de panel dinámico: una especificación de acuerdo con la propuesta de Arellano y Bond (1991) en un modelo en diferencias, y otra bajo las premisas de Arellano y Bover (1995) que incluye un número mayor de condiciones de momento y toma en cuenta la posible endogeneidad del gasto, así como la exogeneidad débil de la inflación.

Al igual que para el caso de los modelos de panel estático, la inclusión del coeficiente de variabilidad del tipo de cambio refuerza la idea que la estabilidad financiera repercute en la relación entre la inflación y la desigualdad del ingreso como sostienen diversos autores.

La primera especificación parte de la búsqueda de un modelo de corto plazo que permita analizar los cambios en la desigualdad del ingreso ante cambios o variaciones en la inflación a través del estimador GMM en diferencias. Este modelo incluye como controles a la hipótesis de Kuznets (1955), a la diferencia del coeficiente de variabilidad del tipo de cambio y a la diferencia del desempleo (ver Cuadro 3).

**Cuadro 3: Panel dinámico en diferencias, Método GMM (two-step). Modelo 3**  
(p-value entre paréntesis)

Dependiente: D (Gini)	Muestra completa	Umbral 1		Umbral 2	
		Alto	Bajo	Alto	Bajo
D (Gini (-1))	0.3035 (0.000)	0.1423 (0.022)	0.6065 (0.000)	-0.0477 (0.491)	0.5769 (0.000)
D(Inflación)	-0.0042 (0.022)	-0.0022 (0.282)	-0.0054 (0.905)	-0.0553 (0.003)	-0.0036 (0.036)
D(Inflación <sup>2</sup> )	1.17e-06 (0.075)	4.74E-07 (0.516)	1.86E-03 (0.512)	1.68E-04 (0.072)	8.47E-07 (0.183)
D(Y)	0.0005 (0.035)	-0.0054 (0.000)	0.0001 (0.726)	-0.0054 (0.014)	0.0008 (0.002)
D(Y <sup>2</sup> )	-1.39e-09 (0.786)	4.73E-07 (0.000)	2.60E-09 (0.688)	2.76E-07 (0.278)	-1.02E-08 (0.046)
D(Var. tipo de cambio)	4.5518 (0.000)	6.0814 (0.000)	-10.2748 (0.097)	7.1584 (0.001)	5.7903 (0.000)
D(Desempleo)	0.1999 (0.000)	0.2038 (0.000)	0.1126 (0.039)	-0.1598 (0.031)	0.1610 (0.000)
N obs.	208	98	110	75	133
Sargan test (prob > chi <sup>2</sup> )	(0.710)	(0.981)	(0.976)	(0.993)	(0.983)
Arellano-Bond test - order 1 (prob > z)	(0.000)	(0.204)	(0.000)	(0.333)	(0.000)
Arellano-Bond test - order 2 (prob > z)	(0.748)	(0.806)	(0.437)	(0.838)	(0.113)

Una vez realizadas las estimaciones para esta especificación, se encuentra evidencia que confirma parcialmente los resultados encontrados para el panel estático. Para la muestra que tiene un nivel de desigualdad inicial alto, se encuentra un mayor impacto de la inflación sobre la desigualdad del ingreso bajo el segundo umbral. Por otro lado, bajo el primer umbral, se encuentra que el mayor impacto de la inflación sobre la desigualdad del ingreso se da para los países con nivel de desigualdad inicial bajo. No obstante, esta relación es no significativa.

Luego, se desarrollan dos modelos de panel dinámico en niveles que buscan analizar nuevamente la relación de largo plazo entre la inflación y la desigualdad del ingreso, pero esta vez tomando a la inflación como variable predeterminada y al gasto como variable endógena.

El motivo por el cual se incluye a la inflación como una variable predeterminada de la desigualdad del ingreso surge a partir de la doble causalidad contemporánea existente entre el gasto de gobierno y la desigualdad. Como se mencionó en la sección 2.2, cuando una sociedad democrática es inequitativa, existe una mayor probabilidad que los gobiernos representen los intereses de los pobres y sea mucho más difícil para estos mantener una política de baja inflación. Por tanto, la reacción del gasto ante la desigualdad del ingreso podría generar presiones inflacionarias. Así, es conveniente colocar a la inflación como una variable predeterminada al interior del modelo y al gasto como una variable endógena para recoger las relaciones teóricas existentes entre estas variables. Esta doble causalidad aparecería también cuando las series se encuentran elevadas al cuadrado.

Antes de realizar las estimaciones de panel dinámico, se aplicaron *Fisher-type tests* (uno de los tipos de prueba utilizados para detectar la presencia de raíz unitaria en panel de datos) para descartar la presencia de raíz unitaria en la variable dependiente (coeficiente de Gini). Dos de los cuatro estadísticos de la prueba<sup>19</sup> rechazaron la hipótesis nula que todos los panel de datos tienen raíz unitaria al 1%, uno lo hizo al 5%, mientras que el último aceptó la hipótesis nula. Así, tres de los cuatro estadísticos rechazaron la presencia de raíz unitaria, lo cual indicaría que la variable coeficiente de Gini es estacionaria. Además, al estar acotada en un rango entre 0 y 100, existe evidencia suficiente para indicar que esta variable sería estacionaria.

El primer modelo de panel dinámico coloca a la inflación como variable predeterminada y toma como controles adicionales a la hipótesis de Kuznets (1955) y al coeficiente de variabilidad del tipo de cambio (Ver Cuadro 4). El segundo modelo, por su parte, añade a esta especificación al gasto de gobierno como variable endógena (Ver Cuadro 5).

A través de la primera especificación, se encuentra que cuando se toma la muestra de observaciones de Gini iniciales bajos, la relación entre la inflación y la desigualdad del ingreso se mantiene. Por el contrario, la relación desaparece y se torna no-significativa cuando se toma la muestra de coeficientes de Gini iniciales altos. Estos resultados irían en contra de la hipótesis de trabajo del estudio.

Finalmente, se toma la especificación que mantiene como variable predeterminada a la inflación y que incluye al gasto de gobierno como variable endógena, además de incluir al coeficiente de variabilidad del tipo de cambio como variable de control. Esta última especificación sería la más adecuada, en la medida que controla por todas las posibles aristas existentes entre las variables.

A través de este último modelo, se encuentran resultados similares que para el caso del modelo anterior. Por lo tanto, la hipótesis de trabajo no se cumple en la medida que los resultados arrojan una relación comportada, robusta y significativa de la inflación sobre la desigualdad del ingreso para los países con una baja desigualdad inicial y no para los de alta.

---

<sup>19</sup> Esta prueba arroja cuatro estadísticos: transformaciones Chi-cuadrado inversa, normal inversa y *logit* inversa, así como una versión modificada de la transformación Chi-cuadrada inversa. Cada uno de estos estadísticos provee un *p-value* en el que se observa si es que la hipótesis nula se acepta o se rechaza.

**Cuadro 4: Panel dinámico con exogeneidad débil de la inflación, Método de GMM en sistema. Modelo 4**  
(p-value entre paréntesis)

Dependiente: Gini	Muestra completa	Umbral 1		Umbral 2	
		Alto	Bajo	Alto	Bajo
Gini (-1)	0.9907 (0.000)	0.9713 (0.000)	0.9830 (0.000)	0.9394 (0.000)	0.9812 (0.000)
Inflación (pre)	-0.0072 (0.000)	0.0082 (0.687)	-0.0050 (0.000)	0.0270 (0.254)	-0.2779 (0.001)
Inflación <sup>2</sup> (pre)	2.07E-06 (0.000)	-4.36E-05 (0.689)	1.17E-06 (0.001)	-1.34E-04 (0.266)	7.44E-05 (0.010)
Y	0.0001 (0.059)	0.0011 (0.204)	0.0001 (0.022)	0.0022 (0.031)	-0.0002 (0.621)
Y <sup>2</sup>	-3.00E-09 (0.016)	-1.89E-07 (0.168)	-2.06E-09 (0.023)	-3.58E-07 (0.023)	-2.47E-10 (0.980)
Var. tipo de cambio	3.6575 (0.001)	-0.0282 (0.992)	4.5322 (0.000)	0.1227 (0.972)	2.7950 (0.368)
N obs.	298	121	177	106	192
Sargan test (prob > chi <sup>2</sup> )	(0.336)	(0.859)	(0.216)	(0.956)	(0.987)

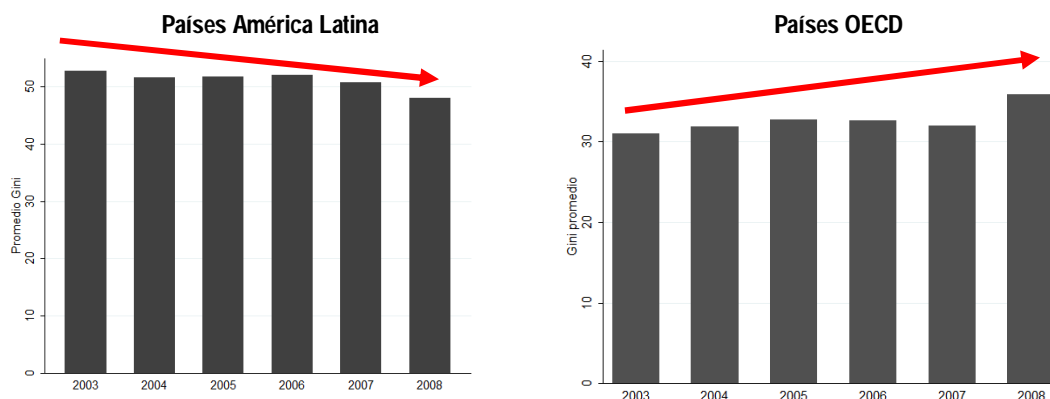
**Cuadro 5: Panel dinámico con exogeneidad débil de la inflación y con gasto de gobierno endógeno, Método de GMM en sistema. Modelo 5**  
(p-value entre paréntesis)

Dependiente: Gini	Muestra completa	Umbral 1		Umbral 2	
		Alto	Bajo	Alto	Bajo
Gini (-1)	0.9953 (0.000)	0.9588 (0.000)	0.9907 (0.000)	0.9234 (0.000)	0.9827 (0.000)
Inflación (pre)	-0.0085 (0.000)	0.0143 (0.470)	-0.0083 (0.000)	0.0336 (0.151)	-0.0031 (0.000)
Inflación <sup>2</sup> (pre)	2.54E-06 (0.000)	-5.57E-05 (0.597)	2.37E-06 (0.000)	-1.48E-04 (0.207)	4.89E-07 (0.095)
Y	0.0001 (0.074)	0.0001 (0.494)	0.0001 (0.007)	0.0019 (0.057)	0.0001 (0.007)
Y <sup>2</sup>	-3.94E-09 (0.008)	-2.51E-09 (0.393)	-3.57E-09 (0.002)	-3.05E-07 (0.043)	-3.31E-09 (0.002)
Gasto Gob (endo)	-0.0067 (0.835)	0.0999 (0.945)	-0.0389 (0.120)	0.0910 (0.299)	-0.0190 (0.447)
Var. tipo de cambio	3.0159 (0.008)	0.1926 (0.209)	4.0975 (0.000)	2.7988 (0.986)	4.3328 (0.000)
N obs.	292	121	171	106	186
Sargan test (prob > chi <sup>2</sup> )	(0.653)	(0.029)	(0.023)	(0.961)	(0.935)

Es importante mencionar que esta especificación podría estar capturando los últimos fenómenos ocurridos en las últimas décadas para la desigualdad del ingreso de los países utilizados en la muestra.

Según Smeeding (2002), los países de la OECD, han presentado una tendencia al alza en su coeficiente de Gini en las últimas décadas (salvo Alemania, Francia y Dinamarca), en contraste con los países de América Latina que han mostrado una tendencia constante a lo largo del tiempo, con una pequeña tendencia a la baja (Ver Gráfico 4).

**Gráfico 4: Evolución del coeficiente de Gini promedio (países de la muestra)**



**Fuente:** Banco Mundial (WDI), US Census Bureau, UNU-WIDER, CEPAL, Szekely y Hilgert (2000)  
**Elaboración propia**

Así, dado que en la última década los países de la OECD han experimentado inflaciones altas, y presentan un alza en la desigualdad del ingreso en promedio, se entendería que los cambios recogidos por esta especificación en la desigualdad provocados por la inflación sean recogidos de una mejor manera en las economías más igualitarias que en los países más desiguales.

Vale la pena destacar que los coeficientes que acompañan a los rezagos de la variable dependiente sugieren una alta persistencia de la desigualdad del ingreso para los últimos dos modelos. Esta persistencia puede adjudicarse a los hallazgos encontrados por varios autores que sostienen que la desigualdad del ingreso en la gran mayoría de países de América Latina y algunos de la OECD (Alemania, Francia y Dinamarca) se ha mantenido relativamente constante a lo largo del tiempo (ver Chong (2001) y Smeeding (2000)).

De igual manera, los resultados obtenidos bajo las especificaciones de los modelos de panel dinámico, que incluyen a la inflación como variable predeterminada, muestran que la inflación empieza a afectar de manera relevante a la desigualdad del ingreso en periodos hiperinflacionarios.

## 5. Conclusiones y recomendaciones de política

Este trabajo encuentra evidencia que la relación existente entre la inflación y la desigualdad del ingreso depende de la estabilidad financiera de los países, con lo cual se confirman los hallazgos de Bulir y Gulde (1995) y Bulir (2001). Esta premisa, muestra la importancia de la evolución de los mercados financieros, y que resulta necesario que en épocas de inflación elevada los gobiernos promuevan el acceso a productos financieros indexados a bajos costos para que las personas puedan cubrirse de los efectos inflacionarios negativos sobre el ingreso y el consumo.

Asimismo, se encontró evidencia que respalda una relación no-monotónica entre la inflación y la desigualdad del ingreso, bajo todas las especificaciones utilizadas. Por lo tanto, se respalda la hipótesis de Bulir (2001) y Galli y van der Hoeven (2001). Así, se entiende que una inflación baja y estable permite contribuir a una reducción en la desigualdad del ingreso, mientras que los choques inflacionarios traerían consecuencias regresivas. Cabe destacar que, los resultados obtenidos bajo los modelos de panel estático y dinámico respaldan que solo durante eventos hiperinflacionarios (inflación mayor a 3000% al

año) la relación entre la inflación y la desigualdad del ingreso se torna relevante.

La evidencia obtenida a partir del desarrollo de modelos de panel estático y panel dinámico en diferencias respalda la hipótesis inicial de este trabajo. Sin embargo, los modelos de panel dinámico en niveles muestran que los países con un bajo nivel de desigualdad inicial son aquellos que presentan una relación más estable y bien comportada entre la inflación y la desigualdad del ingreso. Este resultado puede deberse al incremento en la desigualdad del ingreso de los países de la OECD (con baja desigualdad inicial del ingreso) experimentado en los últimos años y al fenómeno inflacionario por el que vienen atravesando.

Los resultados obtenidos a partir de los datos y modelos planteados muestran que no existe evidencia suficiente para afirmar la existencia de un rol diferenciado de la política monetaria según el nivel de desigualdad inicial de los países. No obstante, dada la evidencia que respalda la existencia de una relación no-lineal entre la inflación y la desigualdad del ingreso, la política monetaria sí resulta relevante para controlar los choques inflacionarios y evitar así deterioros de la desigualdad del ingreso de los países. Por lo tanto, es necesario mantener una política monetaria controlada y estable a lo largo del tiempo para evitar las presiones inflacionarias. De igual manera, es relevante manejar una política fiscal prudente, en línea con las metas de la política monetaria.

Finalmente, es importante destacar que si bien no se validó totalmente la hipótesis de este trabajo, se encontró que el nivel de desigualdad inicial de los países sí resulta relevante para analizar la relación entre la inflación y la desigualdad del ingreso en la medida que los niveles de desigualdad inicial de los países determinan variaciones en la relación existente entre ambas variables. Así, queda pendiente revisar esta relación a través de nuevas especificaciones de modelos de panel, muestras de datos más grandes y con un número mayor de países.



## 6. Bibliografía

- Arellano, M. y Bond, S. (1991) Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlos Evidence and an Application to Employment Equations. Review of Economic Studies 58: 277-297.
- Arellano, M. y Bover, O. (1995) Another look at the instrumental variable estimation of Error-Component Models. Journal of Econometrics 68:29-51.
- Banco Mundial (2009) World Development Indicators 1980-2007. Washington D.C.
- Beetsma, R. y van der Ploeg, F. (1996) Does inequality cause inflation?: The Political Economy of Inflation, Taxation and Government Debt. Public Choice, Vol. 87, No. ½ (Apr., 1996), pp. 143.162.
- Blundell, R. y Bond, S. (1998) Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics 87: 115-143
- Bulir, A. y Gulde, A. (1995) Inflation and Income Distribution: Further Evidence on Empirical links. IMF Monetary and Exchange Affairs Department.
- Bulir, A. (2001) Income Inequality: Does Inflation Matter? IMF Staff Papers Vol. 48, No. 1.
- CEPAL (2009) Estadísticas e Indicadores Sociales: Pobreza y Distribución del Ingreso. División de Estadística y Proyecciones Económicas, Unidad de Estadísticas Sociales.
- Chong, A. (2001) Inequality, Democracy, and Persistence: Is There a Political Kuznets Curve? Inter-American Development Bank, Research Department Working Paper # 445.
- Dollar, D. y Kraay, A. (2000) Growth is good for the poor. Working Paper. Washington, World Bank.
- Dolmas, J., Huffman, W. y Wynne, M. (2000) Inequality, Inflation and Central Bank Independence. The Canadian Journal of Economics, Vol. 33, No. 1 (Feb., 2000), pp. 271-287.
- Easterly, W. y Fischer, S. (2000) Inflation and the Poor. The World Bank Development Research Group Macroeconomics and Growth and International Monetary Fund.
- Galli, R. y van der Hoeven, R. (2001) In Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation. International Labor Organization Employment Paper 2001/29.
- Kuznets, S. (1955) Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, Vol. 45 (Marzo), pp. 1-28.
- Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K y Servén, L. (1998) What drives Private Saving Across the World? The Review of Economics and Statistics, Vol. 82, No. 2 (May, 2000), pp. 165-181.
- Lora, E., Pagés, C., Paniza, U. y Stein, E. (2004) A Decade of Development Thinking. Research Department, Inter-American Development Bank, Washington D.C.
- Milanovic, B. (1994) Determinants of Cross-Country Income Inequality: An 'Augmented' Kuznets' Hypothesis. World Bank Policy Research Working Paper. No. 1246 (Washington: World Bank).
- Romer, D. (2001) Advanced Macroeconomics. Second Edition. McGraw-Hill.
- Smeeding, T. (2002) Globalization, inequality and the Rich Countries of the G-20: Evidence from the Luxemburg Income Study (LIS). Luxemburg Income Study Working Paper Series. Working paper No. 320. July, 2002.

Székely, M. y M. Hilgert. (2000) What Drives Differences in inequality across Countries? Inter-American Development Bank. Research Department, Working Paper # 439.

UNU-WIDER (2008) World Income Inequality Database. Versión 2.0c, Mayo, 2008.

US Census Bureau (2009) Current Population Survey. 1968 to 2009 Annual Social and Economic Supplements, Estados Unidos.

## 7. Anexos

### Anexo 1: Variables utilizadas en la estimación

**Cuadro A1.1 Indicadores descriptivos de los coeficientes de Gini de la muestra de países elegida**

<b>País</b>	<b>Observaciones</b>	<b>Media</b>	<b>Desviación estándar</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
<b>América Latina</b>					
Argentina	27	44.5	2.6	40.0	48.8
Bolivia	11	56.1	3.2	51.6	60.2
Brasil	25	58.5	1.7	55.0	63.0
Chile	17	54.4	1.2	52.0	56.4
Colombia	17	57.7	1.3	55.4	60.2
Costa Rica	21	47.1	1.6	44.0	50.0
República Dominicana	10	49.5	2.8	43.0	52.1
Ecuador	10	53.8	3.2	50.5	61.8
Guatemala	7	56.5	2.1	53.7	59.6
Honduras	11	54.9	1.6	51.5	57.4
Jamaica	11	42.3	3.4	35.7	48.3
México	11	50.1	2.8	46.1	55.1
Nicaragua	9	54.6	2.9	50.3	60.0
Panamá	15	55.5	2.4	47.5	57.1
Perú	16	50.6	3.9	43.9	57.0
Paraguay	13	54.4	5.7	39.7	59.1
El Salvador	14	50.5	50.5	44.8	53.0
Uruguay	21	42.7	2.2	38.7	38.7
Venezuela	18	47.4	3.8	3.8	55.8
<b>OECD</b>					
Australia	9	40.3	4.2	30.5	44.0
Bélgica	14	27.5	1.2	26.0	30.0
Canadá	26	34.5	2.1	29.4	37.0
Alemania	8	31.6	3.7	27.0	36.6
Dinamarca	18	32.9	1.6	30.7	35.0
Finlandia	23	22.5	2.3	19.7	26.0
Francia	15	28.8	1.4	27.0	31.4
Reino Unido	27	31.6	3.2	25.3	34.6
Irlanda	14	32.6	2.3	28.9	36.7
Italia	22	32.8	2.0	29.0	36.3
Holanda	15	30.2	1.8	27.6	33.2
Noruega	12	28.2	3.3	24.0	33.3
Portugal	14	37.5	0.8	36.0	38.7
Suecia	24	28.8	3.3	22.7	32.5
Estados Unidos	29	44.3	2.2	40.3	47.0
<b>Toda la muestra</b>	<b>554</b>	<b>42.0</b>	<b>11.1</b>	<b>19.7</b>	<b>63.0</b>

Fuente: Banco Mundial (WDI), US Census Bureau, UNU-WIDER, CEPAL, Szekely y Hilgert (2000)  
Elaboración propia

**Cuadro A1.2 Indicadores descriptivos de las variables utilizadas en la regresión**

Variable	Descripción	Observaciones	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo
<b>Gini</b>	Coefficiente de Gini (0 a 100)	554	42.0	11.1	19.7	63.0
<b>Inflación</b>	Índice de Precios al Consumidor (Var. % anual)	953	59.4	503.7	-13.9	11 749.6
<b>Y</b>	PBI per cápita (US\$ 2000)	986	11 152.9	10 253.4	632.0	42 683.6
<b>Gasto Gob.</b>	Gasto de Gobierno (% PBI)	959	16.0	6.0	3.0	43.5
<b>Desempleo</b>	Tasa de desempleo (%)	818	8.4	4.1	1.3	27.3
<b>Var. Tipo de Cambio</b>	Coefficiente de variabilidad del tipo de cambio (desviación estándar / media)	854	0.1	0.1	0.0	1.6

Fuente: Banco Mundial (WDI), US Census Bureau, UNU-WIDER, CEPAL, Szekely y Hilgert (2000)  
Elaboración propia

**Cuadro A1.3 Resumen de datos de panel utilizados**

Variable		Media	Desviación Estándar	Min	Máx	Observaciones
<b>Gini</b>	overall		11.1	19.7	63.0	N = 554
	between	42.0	11.0	22.5	58.5	n = 34
	within		2.5	27.4	50.5	T-bar = 16.29
<b>Inflación</b>	overall		503.7	-13.8	11749.6	N = 953
	between	59.4	132.4	2.0	482.2	n = 34
	within		486.1	-421.8	11 326.9	T-bar = 28.03
<b>Y</b>	overall		10 253.4	632.0	42 683.6	N = 986
	between	11 152.9	10 007.4	799.7	32 011.8	n = 34
	within		2 798.2	1 441.9	24 680.9	T = 29
<b>Gasto Gob.</b>	overall		5.9	3.0	43.5	N = 959
	between	16.0	5.4	6.6	27.2	n = 34
	within		2.7	5.8	39.8	T = 28.21
<b>Var. Tipo de Cambio</b>	overall		0.1	0.0	1.6	N = 854
	between	0.1	0.0	0.0	0.2	n = 33
	within		0.1	-0.1	1.5	T-bar = 25.88
<b>Desempleo</b>	overall		4.1	1.3	27.3	N = 818
	between	8.4	3.3	2.4	17.6	n = 34
	within		2.7	0.3	19.8	T-bar = 24.06

Fuente: Banco Mundial (WDI), US Census Bureau, UNU-WIDER, CEPAL, Szekely y Hilgert (2000)  
Elaboración propia

## **Anexo 2: Descripción de los estimadores utilizados en las regresiones**

### **Efectos fijos**

Bajo el estimador de efectos fijos se asume que los efectos individuales  $\alpha_i$  están correlacionados con las variables explicativas debido a la existencia de componentes no observados, lo cual viola el supuesto de ortogonalidad y genera inconsistencia. Para solucionar este problema, se diferencia a cada una de las variables respecto a la media de cada individuo:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & (1) \\ y_{it} - \bar{y}_i &= (x_t - \bar{x}_i)\beta + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i & (2) \\ My_{it} &= Mx_{it}\beta + M\mu_{it} & (3) \end{aligned}$$

donde  $y_{it}$  es el nivel de desigualdad del ingreso,  $x_{it}$  agrupa al conjunto de variables explicativas,  $\alpha_i$  es el efecto fijo no observado para cada individuo y  $\varepsilon_{it}$  es el error idiosincrático. En este caso, el estimador de efectos fijos sería el siguiente:  $\hat{\beta}_{FE} = (X'MX)^{-1}X'My$  donde  $M = I - D(D'D)^{-1}D'$  y  $D$  son las variables dicotómicas asociadas a cada individuo.

### **GMM en diferencias<sup>20</sup>**

Este método aplicado a los modelos de panel dinámico<sup>21</sup> permite tomar en cuenta los efectos no observados específicos a cada país y en el tiempo, controlar por una potencial endogeneidad en las variables explicativas y tomar en cuenta la posibilidad de persistencia de la variable dependiente (Arellano y Bond, 1991; Arellano y Bover, 1995; Blundell y Bond, 1998).

Se parte del siguiente modelo lineal dinámico:

$$y_t = \alpha y_{i,t-1} + \beta x_t + \eta_i + v_{it} \quad (4)$$

donde  $y_t$  es el nivel de desigualdad,  $x_t$  son las variables explicativas y  $v_{it}$  son los errores no correlacionados contemporáneamente.

La presencia de efectos no observables genera sesgo en los coeficientes estimados en un modelo de panel dinámico. Se tiene que  $E[y_{i,t-1}, \eta_i] > 0$  debido a que  $\eta_i$  es parte del proceso que lo genera y, por la misma razón,  $[y_{i,t-1}, v_{i,t-1}] > 0$ . Para solucionar este problema, se procede a eliminar los efectos individuales tomando primeras diferencias y luego se aplican variables instrumentales (Arellano y Bond, 2001).

$$\Delta y_t = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \beta \Delta x_t + \Delta v_{it} \quad (5)$$

para  $i=1, \dots, N$  y  $t=3, \dots, T$ .

Nótese que ahora,  $E(\Delta y_{i,t-1}, \Delta v_{i,t}) < 0$ . Sin embargo, si se asume que  $E(y_{i,t-1}, v_{i,t}) = 0$  entonces,  $y_{i,t-2}$  ó  $\Delta y_{i,t-2}$  son instrumentos válidos para  $\Delta y_{i,t-1}$  en la ecuación en primeras diferencias. Asimismo, distintos supuestos acerca de las propiedades de  $x_t$  implicarán distintos conjuntos de condiciones de momentos que involucran a los niveles o diferencias de  $x_t$  como instrumentos adicionales. Por ejemplo,  $x_t$  puede estar correlacionado o no con  $\eta_i$ ; o puede ser endógena, exógena o predeterminada con respecto a  $v_{it}$ .

---

<sup>20</sup> Arellano y Bond, 1991.

<sup>21</sup> Este método también resulta válida para el caso de un panel no-balanceado.

Siguiendo a Arellano y Bond (1991), se puede asumir que las variables presentes en la matriz de regresores  $X$  son predeterminadas respecto a los choques, es decir,  $E(x_{i,s}, v_{i,t}) = 0$  para  $s \leq t$ , lo cual implica  $E(x_{i,t-s}, \Delta v_{i,t}) = 0$  para  $t = 3, \dots, T$  y  $s \geq 1$ . Por lo tanto, valores de los regresores rezagados en dos o más periodos son instrumentos válidos en las ecuaciones expresadas en primeras diferencias. El conjunto completo de condiciones de momentos lineales puede ser escrito como  $E(Z'_i, \Delta v_i) = 0$  donde:

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i1} & x_{i1} & x_{i2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & y_{i1} & y_{i2} & x_{i1} & x_{i2} & x_{i3} & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i1} & \dots & y_{iT-2} & x_{i1} & \dots & x_{iT-1} \end{bmatrix}$$

Si se asume que  $\Delta X_{i,t} = (\Delta y_{i,t-1}, \Delta x_{i,t})$ , representa a todo el conjunto de observaciones, se obtiene que  $\hat{\delta}_{GMM} = (\Delta X' Z W_N Z' \Delta X)^{-1} \Delta X' Z W_N Z' \Delta y$ , donde  $Z$  es la matriz de instrumentos y  $W_N$  es una matriz definida positiva. La matriz de ponderadores  $W_N$  es  $W_N = \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z'_i \widehat{\Delta v}_i \widehat{\Delta v}_i' Z_i) \right]^{-1}$  donde  $\widehat{\Delta v}_i$  son los estimados consistentes de la primera diferencia de los residuos obtenidos de un estimador consistente previo. Por lo tanto, este es un estimador GMM en dos etapas. Bajo el supuesto de homocedasticidad de las perturbaciones  $v_{it}$ , la estructura particular del modelo en primeras diferencias implica que el estimador GMM asintóticamente equivalente puede ser obtenido utilizando la siguiente matriz de ponderación:

$$W_{1N} = \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z'_i H Z_i) \right]^{-1}$$

donde  $H$  es una matriz cuadrada de rango  $(T-2)$  con  $2s$  en la diagonal principal,  $-1s$  en el triángulo superior y  $0s$  en el resto de la matriz. Como se observa,  $W_{1N}$  no depende de ningún parámetro estimado. Trabajos aplicados (Arellano y Bond, 1991; Blundell y Bond, 1998) se han enfocado en resultados obtenidos bajo el estimador de una etapa debido a que las ganancias en eficiencia de utilizar el estimador de dos etapas, incluso en la presencia de heterocedasticidad, eran mínimas y además porque la matriz del estimador de dos etapas depende de parámetros estimados lo cual la hace menos confiable.

Alternativamente, si asumimos que  $x_{i,t}$  es endógena con respecto a  $v_{it}$  ( $E(x_{i,s}, v_{i,t}) = 0$  para  $s < t$ ), entonces solo el subconjunto  $E(x_{i,s}, \Delta v_{i,t}) = 0$  para  $t = 3, \dots, T$  y  $s \geq 2$  se mantiene válido. Si  $x_{i,t}$  se encuentra correlacionada con  $v_{it}$ , entonces  $x_{i,t-1}$  no es un instrumento válido para la ecuación con  $\Delta v_{it} = v_{it} - v_{i,t-1}$  en el término de error. En este caso, el tratamiento de  $x_{it}$  e  $y_{is}$  en la matriz de instrumentos es simétrico.

Finalmente, cuando  $x_{it}$  es considerada estrictamente exógena respecto a los choques,  $E(x_{i,s}, \Delta v_{i,t}) = 0 \quad \forall s, t$  entonces, el conjunto de condiciones de momentos crece. Ahora  $E(x_{i,s}, \Delta v_{i,t}) = 0$  para  $t = 3, \dots, T$  y  $s = 1, 2, \dots, T$  serían válidos. La exogeneidad estricta implica que todos los valores pasados, presentes y futuros de  $x_{it}$  se encuentran no correlacionadas con  $\Delta v_{it}$ .

La implementación de estas tres alternativas, añade o elimina columnas a la matriz de instrumentos  $Z_i$  definida líneas arriba.

## GMM en Sistema<sup>22</sup>

Según Blundell y Bond (1998), el estimador GMM de primeras diferencias presenta sesgo e imprecisión en muestras finitas cuando las variables rezagadas de las series se encuentran débilmente correlacionadas con las subsiguientes primeras diferencias, de tal modo que los instrumentos para las

<sup>22</sup> Arellano y Bover, 1995; Blundell y Bond, 1998.

ecuaciones en primeras diferencias son débiles. Por esta razón, se consideran mayores restricciones en el modelo a partir de las cuales se obtiene un mayor número de condiciones de momento.

Arellano y Bover (1995) asumen que  $E(\Delta x_{it}, \eta_i) = 0$  y que las condiciones iniciales satisfacen  $E(\Delta y_{it}, \eta_i) = 0$ , entonces se obtienen las siguientes condiciones de momento adicionales:

$$E[\Delta x_{i,s}(\eta_i + v_{i,t})] = 0 \quad (6)$$

para  $s = 1$  cuando  $v_{i,t} \sim MA(0)$  y para  $s = 2$  cuando  $v_{i,t} \sim MA(1)$ . Esto permite el uso de las primeras diferencias rezagadas como variables instrumentales para la ecuación en niveles. Ambos tipos de condiciones de momento pueden ser explotadas dentro de un estimador lineal GMM en un sistema que contiene tanto a las ecuaciones en diferencia como a las ecuaciones en niveles. Al combinar ambos conjuntos de condiciones de momento, es cuando se obtiene el estimador GMM en sistema. Explotar las condiciones adicionales de momento en algunos casos puede generar un incremento significativo en la eficiencia y reducción del sesgo de selección (Blundell y Bond, 1998).

### Test de Sargan

El test de Sargan se utiliza para comprobar la validez de las restricciones que sobreidentifican a las variables instrumentales. La hipótesis nula es la ausencia de correlación entre los instrumentos y los residuos en el modelo en primeras diferencias, es decir,  $E[Z'_i v_i] = 0$ . Para aceptar la validez del modelo, se debe aceptar la hipótesis nula. El test de Sargan será de mucha utilidad, pues nos ayudará a determinar la validez de los modelos planteados.

El test está basado en el siguiente estadístico:

$$s = v^* Z \left[ \sum_{i=1}^N (Z'_i v_i^* v_i^* Z_i) \right]^{-1} Z' v^*$$

donde  $v^*$  consiste en los residuos estimados de la segunda etapa. Bajo la hipótesis nula, la distribución asintótica del estadístico  $s$  es el de una  $\chi^2$  con  $M - k$  grados de libertad.

### **Anexo 3: Coeficiente de Gini inicial para los países de la muestra utilizada en las estimaciones**

**Cuadro A3.1 Coeficiente de Gini inicial de los países de la muestra**

<b>País</b>	<b>Gini</b>	<b>Año</b>
<b>Finlandia</b>	20.5	1981
<b>Gran Bretaña</b>	25.3	1980
<b>Bélgica</b>	26.2	1985
<b>Holanda</b>	28.3	1981
<b>Canadá</b>	29.4	1982
<b>Noruega</b>	30.6	1984
<b>Dinamarca</b>	31.0	1981
<b>Francia</b>	31.4	1981
<b>Suecia</b>	32.4	1980
<b>Italia</b>	34.3	1980
<b>Irlanda</b>	35.7	1980
<b>Alemania</b>	36.6	1980
<b>Portugal</b>	38.7	1980
<b>Austria</b>	40.0	1981
<b>Estados Unidos</b>	40.3	1980
<b>Argelia</b>	41.6	1980
<b>Uruguay</b>	42.4	1980
<b>Rep. Dominicana</b>	43.0	1984
<b>Jamaica</b>	43.2	1988
<b>Paraguay</b>	45.1	1983
<b>México</b>	46.3	1984
<b>Costa Rica</b>	47.5	1981
<b>Panamá</b>	47.5	1980
<b>Eslovenia</b>	49.0	1989
<b>Ecuador</b>	50.5	1987
<b>Bolivia</b>	51.6	1986
<b>Chile</b>	53.2	1980
<b>Hondura</b>	54.9	1986
<b>Venezuela</b>	55.8	1981
<b>Colombia</b>	56.0	1982
<b>Nicaragua</b>	57.0	1992
<b>Perú</b>	57.0	1981
<b>Brasil</b>	57.8	1980
<b>Guatemala</b>	57.9	1986

Fuente: Banco Mundial (WDI), US Census Bureau, UNU-WIDER, CEPAL, Szekely y Hilgert (2000)  
Elaboración propia



#### **Anexo 4: Test de Raíz Unitaria para la variable Coeficiente de Gini**

##### **Fisher-type unit-root test for Gini Basado en el test de Phillip-Perron**

Ho: Todos los panel poseen raíz unitaria

Ha: Por lo menos un panel es estacionario

Número de paneles = 34

Número promedio de periodos = 16.29

		Estadístico	p-value
Inverse chi-squared(64)	P	121.16	0.00
Inverse normal	Z	-0.4	0.35
Inverse logit t(154)	L*	-1.79	0.04
Modified inv. chi-squared	Pm	5.05	0.00